

中国式分权、社会资本与农村公共服务满意度

张梁梁¹,金亮²

(1. 长安大学 经济与管理学院,陕西 西安 710064;2. 江西财经大学 工商管理学院,江西 南昌 330032)

[摘要]将财政分权体制与社会资本纳入农村公共服务供给的考察范畴,重点关注了中国式分权背景下不同维度社会资本对农村公共服务满意的调节效应。基于中国式分权的 Stackelberg 博弈模型证实了民生类支出偏好对村民具有较高的福利效应,社会资本不仅对提供者存在正向溢出渠道,还显著提升了村民福利。利用 CGSS 数据的实证结果表明:在考虑县级政府普遍面临财政困境的前提下,宽松的财政约束实际抑制了农村公共服务满意度提升,与正式制度存在替代关系的社会资本则显著提升了村民对公共服务的满意度。尽管如此,仍需警惕过度密集的网络嵌入所表现出的负向调节作用。以上结论通过分群回归和稳健性检验被证实是有效可信的,从而为纠正农村民生公共品供给偏向,补齐新时代农村公共服务短板提供了有益借鉴。

[关键词]中国式分权;社会资本;农村公共服务满意度;调节效应;Stackelberg 博弈

[中图分类号]F812.2 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2023)01-0116-12

一、引言

随着乡村振兴战略进入新发展阶段,农村基础设施匮乏和公共服务短缺的瓶颈日益凸显,尽快补齐农村公共品供给短板关乎共同富裕战略目标的最终成败。完善的公共服务为乡村发展提供的有力保障,集中体现为降低农业生产风险和市场波动、吸引域外资金和人才流向农村、提升农村劳动生产率等方式,对于维护农民基本权益、调动乡村治理积极性、增强农民消费预期和获得感具有不言而喻的积极意义^[1-2]。2022 年中央一号文件指出,加强基本公共服务县域统筹,推进普惠性、基础性、兜底性民生工程建设,为公共服务向最薄弱的农村地区延伸覆盖提供了强有力政策支撑。

中国经济高速发展离不开地方政府的全力支持。中国式分权无疑是诸多影响地方政府行为的政策中最核心的顶层设计。Qian 和 Weingast 较早提出经济适度分权和政治集权的“维护市场的财政联邦主义”是中国地方政府努力发展经济的根本动力^[3]。一般认为,现代财政分权理论最早见诸 Tiebout 的经典论著^[4]。该理论重在规范讨论财政分权的合理性和必要性,力求实现改善社会福利和维护公共利益的施政目标。第二代财政分权理论打破了“仁慈”政府和“用脚投票”假设,重点探析了官员在自利动机下的地方政府行为和激励反馈机制。Qian 和 Roland 指出维护高效的市场效率离不开规范的政府行为。在激励和约束机制不健全的情况下,资源配置效率和社会福利将不可避免地遭受损失^[5]。Blanchard 和 Shleifer 在分析转型国家践行分权体制效果时,发现中国的财政分权制度极大地刺激了经济增长,而俄罗斯这种天然联邦制国家反而出现了地方政府寻租腐败横行,政府“掠夺之手”严重阻碍正常经济秩序的现象^[6]。对此,傅勇和张晏归因于中国式分权是政治集权和经济分权的结合体。中央政府赋予地方政府充分的经济自主权和决策工具的同时,还保留了足够的政治权威对地方政府施加必要的奖惩手段^[7]。

地方政府拥有一定的自主裁决权和税收工具以协调辖区内的利益分配^[8]。在以经济绩效为核心的标尺竞争和官员晋升锦标赛的激励下,地方政府不遗余力发展经济的积极性被充分调动,具有较强溢出效应的基础设施挤占了短期收益乏力的科教文卫支出^[9]。在“向上负责”的绩效考核体制和“唯 GDP 论”的指挥棒下,地方决策者不必“仁慈”地考量民生类公共服务的供给水平,从而加剧了公共财政的结构扭曲程度和效率损失^[10]。随着“营改增”、个税改革、取消农业税等地方税收权限逐渐收窄,地方政府实施了近乎攀比的公共支出策略作为财政竞争的主要手段^[11-12]。过犹不及的基础设施与量小式微的公共服务共存的现象在自身财政收入不足、严

[收稿日期]2021-12-04

[基金项目]国家社会科学基金青年项目(18CJL048);江西省社会科学基金项目(22YJ09);中央高校基本科研业务专项资金(300102231649)

[作者简介]张梁梁(1987—),男,四川绵阳人,长安大学经济与管理学院副教授,硕士生导师,从事社会资本与民生发展研究;金亮(1989—),男,江西奉新人,江西财经大学工商管理学院副教授,硕士生导师,通讯作者,从事数字经济研究,E-mail:jl_come@163.com。

重依赖转移支付的广大农村地区并不少见。在新冠疫情持续肆虐和国际形势错综复杂的双重压力下,财权不断上移,事权却进一步下沉,造成了基层财税缺口持续扩大,乡村基层政府无力履行提供优质公共服务的职责。同时,城乡二元结构拉大了城乡公共事业的财政支出差距,地方官员为了向上传递积极的政绩信号,往往热衷于在城市里大搞基建投资,致使前期投入大、见效慢的农村基本公共服务供给严重不足。因此,大部分文献认为中国式分权体制提高了财政权责错配时的公共支出偏向,抑制了城乡公共服务均等化水平。以缓解落后地区财政预算约束、缩小地区公共服务差距为初衷的转移支付制度对于破解公共支出偏向的影响极其微弱^[13-14]。这一结论在省直管县、扩权强县等通过调整治理层级缓解县乡财政困局的准自然实验中进一步得到印证^[15-16]。

此外,在农村公共服务供给实践中,我国仍面临着权责主体冲突加剧、互惠合作体系缺失、村民参与网络失效、普遍信任日益淡薄等乡村治理难题^[17-18]。上述事实为本文引入社会资本分析农村公共服务供给策略提供了现实依据。国外学者普遍认可社会资本是基层组织能够有效运行的前提条件,公共秩序与集体行为对社会资本存在较强的路径依赖^[19-20]。Putnam 基于美国社区社会资本衰减的纵向比较,指出活跃的社区组织生活加剧了社会群体对政治诉求的竞争欲望,并通过有效的政治关联和较低的供给成本改善了公共服务质量^[21]。特别是对于财政预算紧张的地区,社会资本当仁不让地成为提高公共服务满意度的首要之选^[22]。随着农民主生计模式和农村社会结构的同步变迁,乡土社会建构不仅需要国家层面的制度供给和资源输入,还依赖于乡村社会自身的秩序生产能力^[23]。在关系网络密集的地区,农民采取共同行动的各项成本较低,更容易触发一致的潜在利益和有组织的集体行动,从而避免了搭便车、个体差异和主体利益冲突等集体行为困境^[1,24]。同时,在社会信任水平较低的地区,通过正式制度有效规制个体互惠互助行为的难度增加,必然会削弱政府致力于改善公共服务的专注力,地方政府需要花费更多的资源去迎合公众差异化的需求偏好。在推行公共服务均等化面临巨大阻力时,所需的激励成本和政策实施难度亦相应增加^[14,25-26]。

梳理现有文献不难看出,基于财政分权或社会资本视角探索公共服务供给效率及其影响机制的研究成果已初具规模,但极少有文献将两者规范在一个统一的研究框架。众所周知,分税制改革作为重新划分央地财政权责的重大制度变革,深刻影响着央地关系调整和地方财政支出行为。一般将中国式分权衍生出的地方财政支出偏好和资源配置扭曲视为提升公共服务供给效率的不利因素。社会资本作为特定情境下决定行为者互动规则,约束理性个体行为选择,以助于实现公共利益和集体行动目标,并最终提升社会运行效率的非正式制度^[27],是破解公共服务困境的合理补充与必然之选,一定程度上弥补了财政分权导致的民生支出缺失^[28-29]。

因此,本文首要的边际贡献就是将中国式分权和社会资本纳入公共服务供给的理论范畴,重点考察社会资本在修正“为增长而竞争”的结构性扭曲时表现出的调节作用。本文构建了基于财政分权背景下央地政府供给乡村社会资本决策行为的 Stackelberg 博弈模型,用于刻画村民使用差异化公共服务时获得的效用,进而论证乡村社会资本对公共服务供给效率的推动作用。近似的研究主题大多基于县级以上宏观面板或准自然实验,而采用宏微观数据匹配探析农村公共服务供给水平的经验研究并不多见。乡土社会影响下的农村网络关联、秩序规范以及邻里信任明显区别于城镇地区。在基层治理能力不足、制度设计相对滞后的农村地区,嵌入在乡土文化中的社会资本必然展现出更加强大的解释力。此外,在城乡二元结构日益固化的背景下,城市占据了绝大多数公共资源。宏观层面的整体分析掩盖了农村基本公共服务缺失的现实,所得结论难免出现结构性偏差。因此,如何厘清中国式分权背景下社会资本对农村公共服务满意度的调节机制,尽快补齐新时代农村基本公共服务短板,进而提升农民幸福感与获得感,就成为本文亟待解决的核心要务。

二、理论模型解析

(一) 模型假设

假设在一个由中央政府(E)、地方政府(C)和村委会(R)组成的垂直管理体系中,央地两级政府基于乡村振兴战略的发展要求,在农村地区规划了数个旨在提供公共品并具有较强溢出效应的投资项目。在不影响模型结论的前提下,本文假设资金来源相同的投资项目不存在差异,而不同层级政府的投资项目则具有一定的异质性。中央和地方政府通过公开招投标的方式确定村委会对投资项目的引进意愿。同时,村委会从中央和地方政府成功引进投资项目需要付出一定的努力和代价,这里分别以价值量参数 w_E 、 w_C 度量村委会从央地两级政府引进投资项目的成本。项目建成后,高级别政府通过共同代理人——村委会向村民提供公共品并收取一定的费用。考

虑到乡村准公共品具有排他性(如数量有限的教育和医疗资源、小型农田灌溉工程)或竞争性(如农村社会保障体系、农产品交易市场)特征,且村委会争取各级政府规划的投资项目时付出了不同程度有待回收的前期成本,村委会需要针对村民消费差异化的公共品征收一定数额的费用,本文令其分别为 p_E 、 p_C 。

鉴于中国式分权的财税权责和标尺竞争关系,地方政府往往将公共投资重心放在经济推动力较强的基础设施领域,中央政府则需要统筹经济与民生类财政支出比例。因此,在地方财政收支缺口和官员晋升激励机制的双重约束下,推进全社会规范有序、诚信友善、互助互惠等意识形态领域的支出责任主要由中央政府承担。这里假设中央政府在规划每个民生项目时,还额外配套了总量为 S ($S > 0$)

的社会资本,这些社会资本能够为村民带来额外效用 s ,且 S 与 s 满足边际成本递增规律,故有: $S = s^2/2$ 。不难推测,在社会资本“润滑剂”效果的加持下,中央政府投资项目对村民具有长期稳定的溢出效应。这里假设村民使用中央政府投资项目能够获得的效用为 v 。地方政府侧重于短期经济收益显著的基础设施,在实际规划时难免出现“重经济、轻民生”的情况,村民获得的效用要低于中央政府投资项目,故假设村民使用地方政府投资项目获得的效用为 θv 。其中, $\theta(0 < \theta < 1)$ 表示央地投资项目的差异化程度。同时,考虑个体异质性,即不同村民使用同一投资项目的效用可能存在差异,参考金亮和温焜的设定^[30], v 服从区间[0,1]上的均匀分布。由此可得,村民使用不同类别公共品的净效用分别为 $u_E = v - p_E + s$, $u_C = \theta v - p_C$ 。

根据效用最大化原则可知:当 $u_E \geq u_C$ 且 $u_E \geq 0$ 时,理性的村民会通过“用手投票”的方式向村委会表达偏好中央政府投资项目的意愿;当 $u_C \geq u_E$ 且 $u_C \geq 0$ 时,村民则表现出对地方政府投资项目较高的喜好。由此可以得到两类投资项目的需求量 q_E 、 q_C 分别为:

$$q_E = 1 - \frac{p_E - p_c - \sqrt{2S}}{1 - \theta} \quad (1)$$

$$q_C = \frac{p_E - p_c - \sqrt{2S}}{1 - \theta} - \frac{p_c}{\theta} \quad (2)$$

一般认为,地方政府对相对熟悉的辖区具有区位优势,使地方政府规划投资时拥有较强的针对性与信息优势。同时,中央政府投资的非营利性项目涵盖面较为广泛,建设规模和投入资金普遍大于地方投资项目。这里假设中央政府出资建设的项目成本大于地方项目,分别用 c_E 、 c_C 表示中央和地方政府投资生产公共品的单位成本,且满足关系: $c_E > c_C$ 。由此,可以得到央地政府通过各自投资项目获得的收益函数 π_E 、 π_C 分别为:

$$\pi_E = (w_E - c_E)q_E + G - S \quad (3)$$

$$\pi_C = (w_C - c_C)q_C \quad (4)$$

在式(3)中, G 衡量了中央政府因为供给社会资本而获得的反向溢出效应。作为投资代理人的村委会,其收益为每单位公共品使用费减去争取项目时付出代价的加总,即村委会的收益函数 π_R 为:

$$\pi_R = (p_E - w_E)q_E + (p_C - w_C)q_C \quad (5)$$

(二)模型构建与分析

分税制改革后的政府组织架构决定了较高级别政府在制定乡村振兴发展路线、规划农村投资建设与运营管理方案时拥有较强的话语权,即较高级别政府作为 Stackelberg 博弈领导者优先进行决策。首先,中央和地方政府确定各自招标项目的合理报价 w_E 和 w_C ,中央政府还要额外考虑社会资本供给量 S 。其次,作为 Stackelberg 博弈跟随者,村委会依据 w_E 、 w_C 以及 S ,确定向村民收取使用公共品应缴纳的费用 p_E 和 p_C 。由此,得到如下优化问题:

$$\begin{cases} \max_{w_E, S} \pi_E = (w_E - c_E)q_E(p_E^*, p_C^*) + G - S, \\ \max_{w_C} \pi_C = (w_C - c_C)q_C(p_C^*, p_E) \end{cases} \quad (6)$$

式中,

$$(p_E^*, p_C^*) = \underset{p_E \geq w_E, p_C \geq w_C}{\operatorname{argmax}} (p_E - w_E)q_E(p_E, p_C) + (p_C - w_C)q_C(p_E, p_C) \quad (7)$$

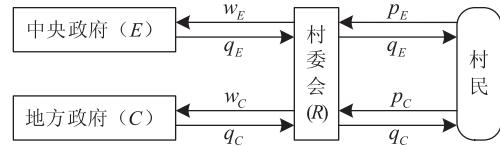


图1 系统结构示意图

中央和地方政府各自以收益最大化为目标进行决策。根据逆向归纳法,首先求解村委会的定价策略。基于式(7)可验证最优解的存在性,进而依据最优性一阶条件可求得 $p_E^*(w_E, w_C, \sqrt{2S})$ 和 $p_C^*(w_E, w_C, \sqrt{2S})$ 。然后,求解中央和地方政府定价策略,将 $p_E^*(w_E, S, w_C)$ 、 $p_C^*(w_E, S, w_C)$ 代入式(6),同样易验证最优解的存在性,进而求得 w_E^* 、 S^* 、 w_C^* 。见如下命题1。

命题1:各级政府的最优定价决策 w_i^* 、 p_i^* ($i = E, C$) 和社会资本最优供给量 S^* 分别为,

$$(1) w_E^* = \frac{(2-\theta)c_E + (3-\theta)c_C + 8\theta(1-\theta)^2}{7\theta^2 - 20\theta + 12}, S^* = \frac{(2(1-\theta+c_C) - (2-\theta)c_E + c_C)^2}{2(6-7\theta)^2}, w_C^* = \frac{\theta(w_E^* - \sqrt{2S^*}) + c_C}{2}$$

$$(2) p_E^* = \frac{1 + \sqrt{2S^*} + w_E^*}{2}, p_C^* = \frac{\theta + w_E^*}{2}.$$

(三)进一步分析

为了考察中央政府是否供给社会资本对各个决策主体的影响,本节先给出中央政府不供给社会资本($S=0$)情形下的基准模型。各级政府的决策过程与上节类似。可以得到如下优化问题:

$$\begin{cases} \max_{w_E} \pi_E = (w_E - c_E) \left(1 - \frac{p_E^* - p_C^*}{1-\theta} \right), \\ \max_{w_C} \pi_C = (w_C - c_C) \left(\frac{p_E^* - p_C^*}{1-\theta} - \frac{p_C^*}{\theta} \right) \end{cases} \quad (8)$$

式中,

$$(p_E^*, p_C^*) = \underset{p_E \geq w_E, p_C \geq w_C}{\operatorname{argmax}} (p_E - w_E) \left(1 - \frac{p_E - p_C}{1-\theta} \right) (p_C - w_C) \left(\frac{p_E - p_C}{1-\theta} - \frac{p_C}{\theta} \right) \quad (9)$$

命题2:中央政府不供给社会资本时,各级政府的最优定价决策 \bar{w}_i^* 、 \bar{p}_i^* ($i = E, C$) 分别为,

$$(1) \bar{w}_E^* = \frac{2(1-\theta) + (2-\theta)c_E + c_C}{2(2-\theta)}, \bar{w}_C^* = \frac{\theta(2-\theta)c_E + c_C + \theta^2}{4(2-\theta)};$$

$$(2) \bar{p}_E^* = \frac{6 - 4\theta + (2-\theta)c_E + c_C}{4(2-\theta)}, \bar{p}_C^* = \frac{\theta(2-\theta)c_E + 2\theta(1-\theta) + 2(1-\theta)c_C}{8(2-\theta)}.$$

1. 中央政府供给社会资本对各级政府决策和收益的影响

命题3:中央政府供给社会资本会使其项目的引进和使用价格提高,即 $w_E^* > \bar{w}_E^*$, $p_E^* > \bar{p}_E^*$;同时会导致地方政府项目的引进和使用价格降低,表现为 $w_C^* < \bar{w}_C^*$, $p_C^* < \bar{p}_C^*$ 。

证明:依据命题1和命题2,比较各级政府对投资项目的定价策略 w_i^* 和 \bar{w}_i^* 、 p_i^* 和 \bar{p}_i^* ,易验证 $w_E^* - \bar{w}_E^* > 0$, $w_C^* - \bar{w}_C^* < 0$, $p_E^* - \bar{p}_E^* > 0$, $p_C^* - \bar{p}_C^* < 0$ 。

根据命题3可知,当中央政府投资项目附加社会资本时,村委会需要付出较多的引进成本,并向村民征收较高的公共品使用费。此时,村委会引进地方政府项目所需花费的成本低于无社会资本附加下的情形,村民亦可承担较小的公共品使用费。因此,附加社会资本的中央政府投资项目不具备短期价格优势,却降低了地方政府项目的引进和使用价格。此外,央地投资项目的差异化程度会加剧中央政府供给社会资本时对项目价格的影响程度,容易验证: $\partial|w_i^* - \bar{w}_i^*|/\partial\theta > 0$, $\partial|p_i^* - \bar{p}_i^*|/\partial\theta > 0$ ($i = E, C$)。

命题4:中央政府供给社会资本总是对其自身和村委会有利,但会导致地方政府的收益损失,即 $\pi_E^* > \bar{\pi}_E^*$, $\pi_R^* > \bar{\pi}_R^*$, $\pi_C^* < \bar{\pi}_C^*$;同时,社会资本对中央政府的反向溢出效应使中央政府受益,表现为,当 $G > \bar{G}$ 时,中央政府比地方政府获得更多的收益 ($\pi_E^* > \pi_C^*$),其中, $\bar{G} = \frac{(1-\theta)((2c_E+3)\theta^2 - (2c_E+5c_C+1)\theta + c_C)^2}{4\theta(\theta-2)^2(7\theta-6)^2} - \frac{((c_E-2)\theta - 2c_E + c_C + 2)^2}{14\theta^2 - 40\theta + 24}$ 。

证明:比较中央政府和地方政府的收益,在 $0 < \theta < 1$ 的约束条件下,即可验证 $\pi_E^* - \bar{\pi}_E^* > 0$, $\pi_C^* - \bar{\pi}_C^* < 0$, $\pi_R^* - \bar{\pi}_R^* > 0$; $\pi_E^* - \pi_C^*$ 与 0 的大小取决于 \bar{G} ,即当 $G > \bar{G}$ 时, $\pi_E^* - \pi_C^* > 0$ 。

命题4表明,虽然配套一定比例的社会资本会导致中央政府投资项目丧失原有的价格优势,而强化地方政府投资项目的短期竞争力,但项目运行效果却正好相反。中央政府和村委会因为社会资本的溢出效应而获益,地方政府则因社会资本缺位而蒙受损失。此外,当供给社会资本时,中央政府存在收益高于地方政府的可能性,

也即是说,当中央政府因供给社会资本而获得的反向溢出效应超过阈值 \bar{G} 时,中央政府能够获得比地方政府更多的回报。

2. 中央政府供给社会资本对村民福利的影响

根据村民福利函数,当村民使用中央政府投资项目生产的公共品时,村民的福利为 $CS_E = \int_{p_E-s}^1 (v - p_E + s) dv$;

当村民使用地方政府投资项目生产的公共品时,村民福利为 $CS_C = \int_{p_C}^1 (\theta v - p_C) dv$ 。将命题 1 中的 p_i^* 、 S^* 代入 CS_E 和 CS_C ,即可得到命题 5。

命题 5:(1) 当中央政府供给社会资本时,村民福利 CS_E^* 、 CS_C^* 为,

$$CS_E^* = \frac{(4\theta^2 c_E - \theta^2 - 12\theta c_E - 3\theta c_C + 10\theta + 8c_E + 2c_C - 8)^2}{8(7\theta - 6)^2(\theta - 2)^2},$$

$$CS_C^* = \frac{(2(c_E - 2)\theta^3 - (3c_E - c_C - 15)\theta^2 + (4c_E - 9c_C - 5)\theta + 3c_C)^2}{4(7\theta^2 - 20\theta + 12)^2\theta};$$

(2) 当中央政府不供给社会资本时,村民福利 \bar{CS}_E^* 、 \bar{CS}_C^* 为,

$$\bar{CS}_E^* = \frac{((\theta - 2)c_E - c_C + 2)^2}{32(2 - \theta)^2}, \bar{CS}_C^* = \frac{((c_E - 2)\theta^2 + (-2c_E + c_C + 6)\theta - 4c_C)^2}{128(2 - \theta)^2\theta}.$$

命题 5 得到了不同情境下村民使用公共品的福利函数。考虑到表达式较为复杂,这里借助数值模拟手段进行分析。首先,公共品价格需满足 $0 < p_i < v < 1$,否则村民使用公共品获得的净效用为负。不失一般性,设定参数: $c_E = 0.4$ 、 $c_C = 0.2$ 。绘制中央政府供给社会资本情形下的村民福利变化曲线,如图 2 所示。当中央政府提供社会资本时,村民使用中央政府投资项目生产的公共品所获得的效用值在任意差异度均高于地方政府,且两者均满足单调递增趋势。随后,绘制中央政府不供给社会资本情形下的福利变化曲线,如图 3 所示。如果中央政府不供给社会资本,则村民依然能在投资项目差异较大时^①从中央政府项目中获得更多福利,但这个福利差值会随着投资项目差异度趋同而减小。因此,中央政府牵头规划用于改善民生福祉的投资项目更有利于实现村民福利最大化目标。同时,除了直接投资项目,中央政府配套适量的社会资本对提升村民福利具有事半功倍的效果,并在投资项目趋于同质时呈现较快增长态势。以上结论都说明了中央政府在规划民生项目时,合理搭配溢出效应明显的社会资本是改善农村公共品供给效率低下、提升乡村民生满意度的优先选择。

三、实证研究设计

(一) 数据来源

实证研究选取了嵌套于县级层面的微观调查数据。

县级数据主要来源于《中国县域统计年鉴》,少量缺失数据通过查找《中国区域经济统计年鉴》和对应省份的统计年鉴补齐。这里将宏观数据定位于县级层面,主要是因为相较于省、市政府,涉及民生领域的农村基本公共服务

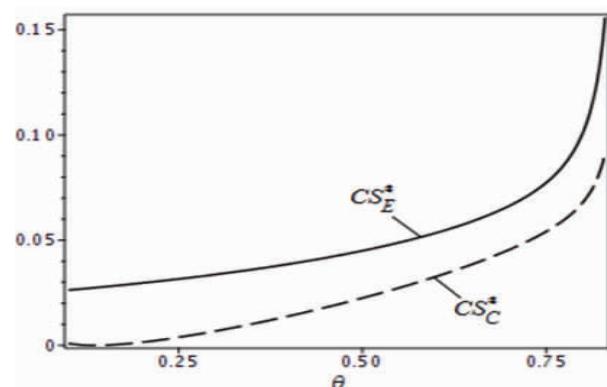


图 2 中央政府供给社会资本情形下的村民福利

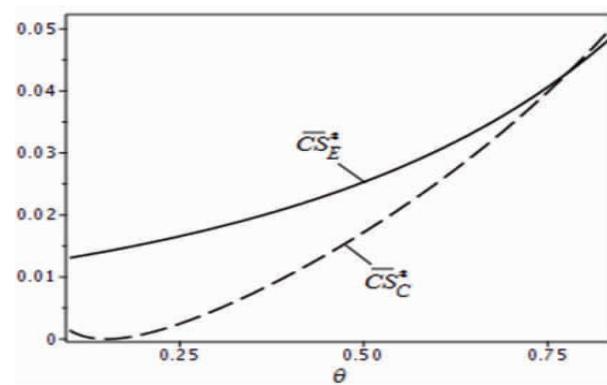


图 3 中央政府不供给社会资本情形下的村民福利

^①这个差异度可以理解为央地两级政府在中国式分权背景下对待经济性基础设施和民生性公共服务截然不同的财政支出偏好。

务(如基础教育、医疗卫生等)供给责任下放给了县级政府。同时,县级政府更贴近于普通民众,对掌握村民的真实需求具有一定针对性与信息优势,这正是理解中国式分权的关键基点^[31]。微观数据来源于2013年中国综合社会调查(CGSS)^①。通过对样本缺失值、逻辑错误值和界定模糊值的数据清洗,最终本文得到82个区县的1728个样本值。

(二) 指标说明

1. 公共服务满意度

调查问卷设置了公共教育、医疗卫生、住房保障、社会管理等多维度衡量公共服务充足性、均等化和普惠度的评价指标。部分文献逐一针对所有评价指标或通过取加权平均值的方法测度村民的公共服务满意度,这一做法是有待商榷的。笔者认为,公共教育与医疗卫生是最具代表性的地方公共服务事项,其他诸如住房保障、环境治理、社会治安等领域已明显偏离了县级政府的财政支出权责。这里选择以医疗卫生公共服务满意度作为实证研究的被解释变量,不仅考虑了农村医疗保障制度缺失,供需矛盾加剧的现实问题^[32],农民“因病致贫返贫”的负外部性相比公共教育更为突出;还由于医疗卫生支出权责的市场化转嫁相对容易,通过刻画村民对医疗卫生服务的满意度,能有效揭示掩盖在“市场化相对充足”假象下的县级政府公共服务真实水平^[33]。对应的问题是“综合考虑各个方面,您对医疗卫生公共服务的总体满意度如何?”是一个百分制计分的主观评价指标。

2. 中国式分权

如何准确度量中国式分权还存在较大争议。众多学者尚未找到一个被广泛认可的单一指标衡量中国每个时期的财政分权特征。目前经常使用到的指标包括收入维度、支出维度和财政自给度。前两者以地方财政收支占国家财政收支总额的比重衡量跨时变化的财政分权度。但受限于分母同一性问题,上述比值实际仅比较了地区间的财力差距,并不适用于研究一个国家内部的财政资源配置与决策过程,对于刻画地方政府“财权”与“事权”不对等问题更是无能为力^[34-35]。陈硕和高琳在拟合历史数据与复制代表性成果后,发现财政自给度指标更适用于讨论存在地区差异的截面数据^[36]。这里采用县级财政自给度,即一般预算收入占本级财政支出的比重来衡量县级政府财政自由度与自足能力。比值越大,表示县级政府对上级财政拨款的依赖越小,受到的资金约束越少,从而更能依循自身意愿和本级县情配置合理的财政收支份额,并展开适度的横向财政竞争。

3. 乡村社会资本

Krishna 和 Uphoff 依据社会资本来源、功能和影响机制的差异,将其划分为结构型社会资本与认知型社会资本^[37]。前者借助社会组织和网络嵌入性衡量人际往来的外向拓展,以实现人脉和信息渠道的畅通;后者主要来源于普遍认可的信任规范、道德准则、价值观等公民文化因素,以产生互惠期望为核心要务。匹配两类社会资本定义与调查问卷设计,以“在过去一年中,您是否经常在您的空闲时间社交/串门?”与“总的来说,您同不同意在这个社会上,绝大多数人都是可以信任的?”分别衡量结构型和认知型社会资本。

4. 控制变量

除了上述核心解释变量,村民公共服务满意度还受到个体属性、主观认知与县域发展等多重因素的综合影响。借鉴已有文献,本文选取的个体属性包括性别、年龄、民族、教育水平、工作情况及婚姻状况。主观认知涉及心理状况、社会公平感和自评经济条件。宏观因素用于表征县级层面的基本特征,包括县域经济规模、人口密度、是否少数民族地区,并控制了地区固定效应。表1汇报了各变量的描述性统计结果。

不难看出,农村医疗卫生服务满意度的平均得分超过了60分,说明农村地区的基础性民生服务供给水平尚可,但仍有较大的提升空间。县级财政自给度均值不足0.34,证实了基层政府财政支出严重依赖上级财政拨款和转移支付的县级财政困境。两类社会资本均值略高于平均水平,表明乡村社会资本积累效果不尽人意,助力乡风文明和治理有效的乡村振兴总要求低于预期水平。

^①这里没有选择最新发布的几版CGSS数据,是因为这些年份的调查问卷拒绝披露县(区)一级的地理信息。出于保留县(区)级财政分权样本特征的研究需要,本文选择了较新的CGSS(2013)。

表 1 变量定义与描述性统计

变量名称	定义与赋值	平均值	标准差
公共服务满意度	医疗卫生公共服务的总体满意度评分(0 - 100 分)	67.5995	15.2185
县级财政自给度	一般预算收入占本级财政支出比重(%)	33.9845	23.0888
结构型社会资本	在空闲时间社交/串门(1 = 从不, 2 = 很少, 3 = 有时, 4 = 经常, 5 = 非常频繁)	3.0191	0.9987
认知型社会资本	绝大多数人可以信任(1 = 非常不同意, 2 = 比较不同意, 3 = 说不上同意不同意, 4 = 比较同意, 5 = 非常同意)	3.3877	1.0044
性别	1 = 男, 0 = 女	0.5203	0.4997
年龄	2012 年时受访者实际年龄	49.1105	15.4591
民族	1 = 少数民族, 0 = 汉族	0.1146	0.3186
教育水平	接受教育的年限数	6.4080	3.6476
工作情况	1 = 有工作, 0 = 无工作	0.6892	0.4629
婚姻状况	1 = 有实质婚姻关系, 0 = 实质单身①	0.8351	0.3712
心理状况	过去四周, 感到心情抑郁或沮丧的频繁程度(1 = 总是, 2 = 经常, 3 = 有时, 4 = 很少, 5 = 从不)	3.8304	0.9379
社会公平感	您认为当今的社会公不公平(1 = 完全不公平, 2 = 比较不公平, 3 = 说不上公平但也不能说不公平, 4 = 比较公平, 5 = 完全公平)	3.1834	1.0189
家庭经济状况	家庭经济状况在所在地属于哪一档(1 = 远低于平均水平, 2 = 低于平均水平, 3 = 平均水平, 4 = 高于平均水平, 5 = 远高于平均水平)	2.6065	0.6934
县域经济规模	当年名义 GDP 的自然对数	13.7133	0.8517
人口密度	年末总人口/行政区域土地面积	3.7812	2.7749
少数民族地区	1 = 是, 0 = 否②	0.1395	0.3465

四、实证结果分析

(一) 基准回归

由于被解释变量是一个有序的离散选择变量, 理论上应该选用有序 logit/probit 模型进行估计。但大量经验证据表明, 当次序变量大于五个层级时, OLS 回归估计的参数方向和显著性与有序 logit/probit 模型是一致的^[38]。为了更直观地解释估计结果, 本文主要基于 OLS 回归展开, 并在基准回归表格的最后一列以有序 logit 模型验证估计结果的稳健性。考虑到嵌套数据可能存在较高的组内相关性, 本文采用了基于县级编码修正的聚类稳健标准误。为了清晰地描述村民个体属性、县域宏观因素和调节效应对公共服务满意度的作用方向, 表 2 采用地区固定效应下的逐层回归对模型系数进行估计。

在未考虑宏观经济差异时, 在所县域的财政自给度对农村公共服务满意度在 1% 的显著水平下为正。加入宏观变量后, 财政自给度则抑制了农村公共服务满意度的提升。针对该变量作用方向的变化, 本文认为, 在不考虑县域经济和社会民情的前提下, 县级政府拥有相对充足的自主收入来支撑其公共支出, 将大概率提供给村民较为优质的公共服务。基层政府在规划公共服务时具有一定的针对性和信息优势。在其他条件不变的情况下, 较大的财政自主权意味着较高的公共支出效率和公共服务配置水平。然而, 我国县级政府普遍存在财政权责不对等、严重依赖上级政府转移支付的现象, 农村地区的财政收支更是常年入不敷出, 现实中很难在提供基础设施的同时兼顾到公共服务供给。Ivanyna 和 Shah 发现, 当转移支付仅用于补偿地方政府财政缺口时, 反而会抑制公共服务的供给激励^[39]。县级政府的财政自主权越大, 受到中央政府财政均等化决策的约束越弱。在中国式分权的背景下, 不仅无力确保流向民生类公共服务的比重, 还可能因为支出结构的持续扭曲所引发的收入差距和心理落差而进一步损害村民对公共服务供给的满意度。因此, 在综合考量理论逻辑和现实状况下, 县级财政自给度对农村公共服务满意度的负向影响就不难理解了。

结构型社会资本在不低于 5% 的显著水平下提升了农村公共服务满意度。搭建完备的参与网络和沟通渠道有助于识别村民对公共服务的多维需求差异, 调动村民自治、政治表达和协商议事的积极性, 从而“自下而上”地优化基层政府的公共服务供给决策。此外, 乡村宗族网络和亲缘关联的存在加强了村民集体行动能力, 迫使村干部做决策前必须考虑村民对公共服务的需求偏好。互相熟知与认可的关系网络亦可提高村民内部的公共品供给与合作意愿, 以上渠道均提升了农村公共服务供给效率。财政自给度与结构型社会资本的交互项显著为负, 说明结构型社会资本对财政自给度与农村公共服务满意度具有负向调节作用。随着网络嵌入性的不断增强

①这里有实质婚姻关系是指与异性共同生活, 包括同居、初婚有配偶和再婚有配偶; 实质单身包含了其他剩余选项。

②只要该县是民族自治县, 或自治州和自治区的下辖县(区)级行政区划, 都视为少数民族地区。

化,紧缺的基层财政状况对农村公共服务满意度的抑制作用持续增加。在肯定合理范围内的关系网络对公共服务满意度存在正向作用的同时,还需意识到高密度的社会网络关联具有过度封闭和高度排外的性质,这在一定程度降低了正式制度的效力和约束力。公共资源被少数人占有严重挑战了公共服务均等化和普惠性原则,进一步扭曲了基层财政收支不对称下的财政自主权对民生类公共服务的配置比重,加剧了贫困与弱势群体的公共服务供给困境^[40]。

认知型社会资本同样有利于农村公共服务满意度提升,并且通过了10%的显著性检验。乡土社会的伦理道德和风俗习惯在中国农村根深蒂固,认知型社会资本深刻影响着农民的行为决策。黄祖辉等指出,以信任规范为核心要素的认知型社会资本有助于解决公共服务供给的集体行动问题,延缓了差序格局变迁导致的社会价值准则的瓦解与流失,提升了农民承担公共品供给的积极性^[14]。同时,普遍信任的社会氛围有助于实现互惠合作的长期共赢关系,增强了系统包容性和社会认同感,降低了信息不对称和不确定性风险的危害预期,一定程度上缓解了农村公共服务供给相对不足的现实困境,为认知型社会资本提升农村公共服务满意度注入了强大动力。财政自给度与认知型社会资本的交互项未能通过显著性检验,说明认知型社会资本并非财政收支制度调节公共服务满意度的有效渠道。本文猜测可能是由于地方财政收支是政府制定并执行的正式制度,是不受村民信任规范和伦理道德等文化价值观约束的外生因素,其对农村公共服务满意度的影响渠道与认知型社会资本存在明显差异,导致交互项的调节效应不显著。

此外,有序logit模型与OLS估计得到的实证结果在估值方向和显著性方面均保持一致,初步说明回归结果是稳健有效的。涉及控制变量,村民对农村医疗服务的满意度与年龄增长呈正相关关

系,可能是由于老年人是农村医疗服务的主要受众。少数民族身份显著提升了农村公共服务满意度,结合宏观层面少数民族地区的虚拟变量,说明针对民族地区农村公共服务的特殊优待对提升满意度产生了正向效果。有稳定工作的村民对公共服务具有较低满意度,且只在有序logit模型中通过了显著性检验,这可能是由于农村地区有待完善的公共服务体系在其日常工作的主观感受与客观需求严重不匹配。其他个体特征如性别、受教育水平和婚姻状况则对村民公共服务满意度未产生显著影响。主观认知层面,对乐观心态、社会公平和相对收入的正面评价都显著提升了村民的公共服务满意度,表明针对村民认知的正向宣传和积极引导对提升村民获得感具有至关重要的作用。宏观层面的县域经济体量和人口密度所带来的区域规模效应也正向辐射了农村公共服务供给水平。以上结论基本符合经济常识的预期方向,这里就不赘述了。

表2 全样本逐层回归结果

	OLS估计				有序logit
	(1)	(2)	(3)	(4)	
财政自给度	0.1327 *** (0.016)	0.1663 *** (0.021)	-7.0276 *** (0.689)	-6.7237 *** (0.733)	-1.2079 *** (0.105)
结构型社会资本	1.0841 ** (0.458)	1.0091 ** (0.448)	1.0091 ** (0.448)	1.0942 ** (0.431)	0.1420 *** (0.052)
财政自给度×结构型社会资本				-0.0428 ** (0.019)	-0.0057 ** (0.002)
认知型社会资本	1.1372 *** (0.357)	0.5167 * (0.288)	0.5167 * (0.288)	0.4945 * (0.284)	0.0905 * (0.048)
财政自给度×认知型社会资本				0.0031 (0.013)	0.0006 (0.002)
性别		0.1311 (0.807)	0.1311 (0.807)	0.0826 (0.816)	-0.0055 (0.106)
年龄		0.0762 *** (0.024)	0.0762 *** (0.024)	0.0795 *** (0.023)	0.0089 *** (0.003)
民族		3.0331 ** (1.492)	3.0331 ** (1.492)	2.8444 * (1.473)	0.3494 * (0.200)
教育水平		0.0277 (0.110)	0.0277 (0.110)	0.0328 (0.112)	0.0052 (0.015)
工作情况		-0.8782 (0.949)	-0.8782 (0.949)	-0.8909 (0.929)	-0.1753 * (0.104)
婚姻状况		-0.1801 (0.847)	-0.1801 (0.847)	-0.2853 (0.860)	0.0132 (0.110)
心理状况		1.5069 *** (0.431)	1.5069 *** (0.431)	1.5358 *** (0.435)	0.2230 *** (0.056)
社会公平感		1.2110 *** (0.354)	1.2110 *** (0.354)	1.1713 *** (0.350)	0.1355 *** (0.048)
家庭经济状况		1.1712 ** (0.562)	1.1712 ** (0.562)	1.1463 ** (0.555)	0.1882 *** (0.071)
县域经济规模		99.4863 *** (9.350)	97.1246 *** (9.553)	97.1246 *** (9.553)	17.1785 *** (1.386)
人口密度		12.1637 *** (1.466)	11.5864 *** (1.525)	11.5864 *** (1.525)	2.2164 *** (0.217)
少数民族地区		159.6055 *** (16.444)	154.7043 *** (16.901)	154.7043 *** (16.901)	28.0070 *** (2.428)
常数项	56.0403 *** (1.444)	40.6921 *** (2.980)	-1151.1728 *** (113.792)	-1126.2018 *** (115.413)	
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
(伪)R ²	0.1636	0.1887	0.1887	0.1927	0.0506
N	1728	1728	1728	1728	1728

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平下显著,括号内为聚类稳健标准误。表中交互项已进行了中心化处理。

(二) 分群样本回归

为了进一步探究中国式分权、社会资本及其调节效应对农村公共服务满意度的异质性影响,下文将依据调查对象的性别、工作情况和所处地区对样本进行分类,以期探析不同群体公共服务满意度的提升路径。

由表3可知,县级政府自有财力困境对男性村民获取公共服务满意度产生了较强抑制作用。以网络嵌入为本质特征的结构型社会资本不仅显著促进了男性村民的农村公共服务满意度,对财政自给度的负向调节效应还弱于女性村民。此外,男性村民的认知型社会资本同样显著提升了公共服务满意度。以上结论均源于乡村地区根深蒂固的家庭角色分工,男性村民背负着赚钱养家的责任,在工作生活中需要获得较多的公共服务支持。因此,较低的县域财政约束导致的公共服务缺失势必对男性村民产生较大影响。同时,区别于女性村民大多不显著的社会资本变量,男性村民积累并利用不同类型社会资本获取公共服务的能力和意愿均明显强于女性村民,表现为男性村民两类社会资本与农村公共服务满意度之间显著的正相关关系,以及结构型社会资本相对较小的负向调节作用。

基于工作情况分类的估计结果表明,没有稳定工作的村民在县级财政自给度较大时会流失更多的公共服务满意度。按照前文分析,县级政府在中国式分权背景的激励下,将有限的公共支出投向基础设施领域,民生类公共服务比重的降低对失去稳定工作和收入来源的村民无疑是雪上加霜。而无工作的村民通过结构型社会资本得到较高的公共服务满意度,侧面说明失去工作交流机遇的村民更依赖于关系网络这条渠道获取公共资源。结构型社会资本与财政自给度的调节效应只在有稳定工作的村民群体通过了显著性检验,暗示了两者在提供农村公共服务方面具有一定的替代关系,稳定的工作相关社交活动是维持这种替代关系的重要渠道。此外,认知型社会资本显著提升了有稳定工作的村民的公共服务满意度,这条路径对无稳定工作的村民则不显著,再次印证了前文提到的以信任规范和互惠互助为核心内涵的认知型社会资本对解决农村公共服务供给不足的集体行动困境的重要作用,并且策略性集体行为通过村民的相关工作履历得以实现。

本文依据村民所在地将调查样本分为东中西三个区域,并在表4中给出估计结果。其中,东部地区县级政府财政自给度在1%的显著水平下提升了农村公共服务满意度,西部地区则恰好出现相反结论。相比于基层财政自给能力较强的东部地区,西部地区面临着严重的财权与事权不匹配以及财政收入高度依赖中央转移支付的困境,再次印证了宽松的财政自给度会抑制本级财政缺口较大地区的公共服务供给水平。结构型社会资本对农村公共服务满意度的促进作用在三个区域都通过了显著性检验,其负向调节效应仅在东部地区显著,说明社会资本的网络嵌入性在东部地区的实现路径较为通畅,这与东部地区拥有发达的信息交换和沟通渠道等客观条件是十分契合的。认知型社会资本的主效应和调节效应仅在中部地区通过了显著性检验,表明信任规范与协同合作的社会价值观在中部地区激励了农村公共服务供给水平,提升了村民的公共服务满意度。

表3 基于个体特征的分群样本回归结果

	女性	男性	无工作	有工作
财政自给度	-0.7582 (1.111)	-14.4231 *** (0.969)	-8.6694 *** (2.629)	-6.8925 *** (1.750)
结构型社会资本	1.0007 (0.651)	1.2123 ** (0.566)	1.3232 (0.848)	0.9953 * (0.528)
财政自给度×结构型	-0.0553 **	-0.0375 * (0.394)	-0.0451 (0.637)	-0.0373 * (0.462)
社会资本	(0.022)	(0.021)	(0.045)	(0.020)
认知型社会资本	-0.1583 (0.544)	0.9070 ** (0.394)	0.0062 (0.637)	0.8721 * (0.462)
财政自给度×认知型	0.0139	-0.0037 (0.018)	0.0268 (0.027)	0.0010 (0.017)
社会资本	(0.023)	(0.018)	(0.027)	(0.017)
控制变量	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
拟 R ²	0.2323	0.2582	0.3102	0.2128
N	829	899	537	1191

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平下显著,括号内为聚类稳健标准误。表中交互项已进行了中心化处理。限于篇幅,这里直接给出控制所有变量的OLS回归结果。

表4 基于区位因素的分群回归结果

	东部	中部	西部
财政自给度	1.7508 *** (0.174)	-0.1178 (0.161)	-1.5021 * (0.801)
结构型社会资本	4.1333 ** (1.456)	1.4625 ** (0.602)	1.7546 * (0.861)
财政自给度×结构型	-0.1329 *** (0.023)	-0.0195 (0.044)	0.0499 (0.057)
社会资本	-0.0144 (0.789)	0.7745 * (0.406)	0.9099 (0.886)
认知型社会资本	0.0016 (0.019)	0.0590 *** (0.021)	-0.0041 (0.043)
财政自给度×认知型	Y	Y	Y
社会资本	控制	控制	控制
拟 R ²	0.1961	0.1809	0.2248
N	349	785	594

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平下显著,括号内为聚类稳健标准误。表中交互项已进行了中心化处理。限于篇幅,这里直接给出控制所有变量的OLS回归结果。

正向调节效应说明中国式分权对农村公共服务满意度的抑制作用随着认知型社会资本积累而削弱。此时,村民有较强的参与意愿以实现乡村公共品的自主供给。

(三) 稳健性检验

本文还用到了以下几组检验策略:首先,通过主观打分评价满意度会出现受访者策略性低报和礼貌性高报的客观限制^[15]。同时,受访者习惯以十的倍数作为最终评分亦存在一定程度的偏误。有效排除这个干扰因素的方法便是重新赋值,具体规则为:依据中国人评分习惯和样本评分区间分布,以 60 分为及格线,低于 60 分表示不满意,赋值为 1;60~69 分表示一般,赋值为 2;70 分及以上表示满意,赋值为 3。其次,使用截面数据需要审视宏观数据的稳定性,基层政府的宏观数据尤其会受到不确定冲击而产生较大波动。此外,宏观政策和财政投入产生实质性作用通常有一段滞后期,故而这里以县级层面观测期前三年宏观数据的平均值替代模型中的相关变量。最后,剔除样本中的少数民族地区;再按人均 GDP 排名,剔除样本中前 10% 最富裕地区和后 10% 最贫困地区,用于探讨不包含极端样本、适用于中心位置的分布特征与一般规律。

稳健性检验结果如表 5 前三列所示。对因变量重新赋值后的估计结果显示核心解释变量的作用方向和显著性水平均未出现大幅度变动,表明受访者的打分结果是可信的。考虑宏观稳定性和政策时滞性的回归模型得到财政自给度对农村公共服务满意度的负向作用基本保持不变,表明我国财政分配制度具有良好的延续性。另外,从剔除特殊样本县的估计结果可以看出,中国式分权对农村公共服务满意度的负向效应进一步增强,说明缺少中央扶贫和民族政策的财政倾斜,仅靠县级政府的自有财政收支很难满足村民对公共服务的迫切需求,相对宽松的预算约束将严重抑制基层政府对公共服务的供给热情。从农村公共服务均等化和普惠性视角出发,应强化中央转移支付专款专用的监管力度。同时,两类社会资本及其调节效应的作用强度都显著增加,亦说明财政制度和社会资本在提升农村公共服务满意度方面具有潜在的替代关系。当然,上述三组检验结果都证实了本文的实证结论是稳健有效的。

表 5 稳健性与内生性检验

	重新赋值	平稳化处理	剔除极端值	工具变量法
财政自给度	-0.2540 *** (0.037)	-6.6346 *** (0.768)	-7.7861 *** (0.564)	-5.3209 *** (0.674)
结构型社会资本	0.0336 * (0.020)	1.1497 ** (0.457)	1.2369 *** (0.462)	1.1317 ** (0.456)
财政自给度 × 结构型	-0.0023 *** (0.001)	-0.0543 * (0.032)	-0.0479 ** (0.023)	-0.0568 ** (0.024)
社会资本	0.0488 *** (0.018)	0.4916 * (0.268)	0.5019 ** (0.249)	0.3910 ** (0.181)
认知型社会资本	0.0007 (0.001)	0.0051 (0.020)	0.0065 (0.024)	0.0024 (0.002)
控制变量	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
拟 R ²	0.1809	0.1941	0.2527	0.2201
N	1728	1728	1221	1721

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著,括号内为聚类稳健标准误。表中交互项已进行了中心化处理。限于篇幅,这里直接给出控制所有变量的 OLS 回归结果。

在处理内生性方面,本文控制了地区固定效应和诸多个体特征,一定程度减轻了模型设定和遗漏变量导致的内生性挑战。同时,可以轻易地排除财政自给度解释农村公共服务满意度的双向因果关系。因为县级政府享有的财政自主权基本由国家财税制度决定,税收覆盖面和公共支出比重几乎不受村民对公共服务偏好的影响,其外生性是能得到保证的。而两类社会资本与公共服务满意度的反向因果关系则是实证分析中无法回避的问题。不难猜想,对公共服务满意度较高的村民会传递出积极乐观的心态和价值观,极大地激励了村民间的沟通交流,带动了乡风文明建设,从而有助于乡村社会资本积累。现有文献大多基于结构型社会资本的网络嵌入特征构建合适的工具变量,如乡村路网通达性、兄弟姐妹数量、手机使用频率以及是否过中国传统节日等。鉴于交通可达性正是公共品供给的重要领域,兄弟姐妹数量与手机使用频率并未在问卷中提及,这里选择村民是否过清明节作为结构型社会资本的工具变量。清明节以寄托对已故亲人的哀思和全家祭扫为文化内涵,十分贴合强关系连接的识别标准。同时,清明节的普及程度远低于春节、中秋等传统佳节,对于衡量家庭关联水平具有较高区分度。关于认知型社会资本,现有文献大多采用地区平均值作为个体值的工具变量^[41]。这是因为:区域内诚信友爱、互助互惠的价值取向能显著提升个体间的信任规范,而个人对整体社会氛围的影响力则相对有限。这里构造县级划区内除该个体以外所有被调查样本的认知型社会资本平均值作为该个体认知型社会资本的工具变量。工具变量法的第二阶段估计结果如表 5 最后一列所示,显然,核心解释变量及其交互项的作用方向和显著性水平并未出现大幅变动,再次说明本文的实证结论是稳健可信的。

五、结论与政策含义

中国式分权“为增长而竞争”的体制格局深刻映射到了公共服务供给困境。民生类公共服务短缺现象在治理基础不足、制度设计失位的农村地区尤为突出。本文旨在讨论财政制度对公共服务满意度的影响机制,重点分析社会资本在修正基层政府公共支出结构性扭曲时发挥的调节效应。Stackelberg 博弈模型证实了中央政府的社会资本投入不具备短期成本和价格优势,却存在通过溢出效应获得高于地方政府经济收益的可能性。村民在这种情况下能从民生工程中获得较高福利。基于 CGSS 数据的实证结果表明,相对松弛的财政约束实际损害了村民对公共服务供给的满意度,两类社会资本对提升农村公共服务满意度表现出正向促进作用。以网络嵌入性为核心特征的结构型社会资本对财政自给度与农村公共服务满意度存在负向调节作用;以信任规范为基本要素的认知型社会资本不具有调节财政自给度与农村公共服务满意度的功能。此外,分群样本回归表明男性村民更倾向于利用长期积累的社会资本获取因基层政府公共支出扭曲而缺失的公共服务。较好的工作机会帮助村民抵御了县级自有财政不足带来的公共服务短缺。结构型社会资本对财政自给度与公共服务满意度的负向调节效应暗示了两者存在替代关系。基于本级财政基础薄弱且高度依赖转移支付的西部地区的研究结果,进一步验证了财政自给度对农村公共服务满意度的抑制作用。结构型社会资本在网络关联回畅的东部地区表现出意料之中的高效率。认知型社会资本则在中部地区展现了显著的正向作用。以上实证结论通过稳健性和内生性检验被证实是一致可信的。

将中国式分权和社会资本纳入农村公共服务供给的分析框架,为基层政府破解财政困境下的公共服务缺失提供了可行方案。首先,优化基层政府财政权责划分。上移中央政府对欠发达地区与弱势群体的公共服务支出权责,淡化绩效考核在官员晋升中的权重,适时加入重大民生领域的民主评议环节。规范财政预算约束机制,将上级转移支付纳入公共服务均等化的整体目标框架,统筹规划专项转移支付的实施领域。其次,利用嵌入式村民网络推广数字化政务工程,建立项目信息公开平台,强化监督、反馈与问责机制,使村民有多元化途径参与乡村日常管理决策,尽快建立开放和动态调整的协同共治渠道。最后,提升村民在集体行动中的认同感与责任担当,打破诚信失位、熟人文化、面子观念等道德风险的制约,降低未知风险发生的预期损失。倾听村民对公共服务需求偏好与利益主张的合理诉求,凝聚多方行动者共同权益,充分发挥市场化潜能,激励村民自发供给公共服务。

参考文献:

- [1]周生春,汪杰贵.乡村社会资本与农村公共服务农民自主供给效率——基于集体行动视角的研究[J].浙江大学学报(人文社会科学版),2012(3):115-125.
- [2]李燕凌.农村公共产品供给侧结构性改革:模式选择与绩效提升——基于5省93个样本村调查的实证分析[J].管理世界,2016(11):81-95.
- [3]Qian Y, Weingast B R. Federalism as a commitment to reserving market incentives[J]. Journal of Economic Perspectives, 1997, 11(4):83-92.
- [4]Tiebout C M. A Pure theory of local expenditures[J]. Journal of Political Economy, 1956, 64(5):416-424.
- [5]Qian Y, Roland G. Federalism and the soft budget constraint[J]. American Economic Review, 1998, 88(5):1143-1162.
- [6]Blanchard O, Shleifer A. Federalism with and without political centralization: China versus Russia[J]. IMF Staff Papers, 2001, 48(1):171-179.
- [7]傅勇,张晏.中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价[J].管理世界,2007(3):4-12.
- [8]许敬轩,王小龙,何振.多维绩效考核、中国式政府竞争与地方税收征管[J].经济研究,2019(4):33-48.
- [9]吴延兵.中国式分权下的偏向性投资[J].经济研究,2017(6):137-152.
- [10]李永友,张帆.垂直财政不平衡的形成机制与激励效应[J].管理世界,2019(7):43-59.
- [11]周黎安,陈袆.县级财政负担与地方公共服务:农村税费改革的影响[J].经济学(季刊),2015(2):417-434.
- [12]余靖雯,陈晓光,龚六堂.财政压力如何影响了县级政府公共服务供给? [J].金融研究,2018(1):18-35.
- [13]李永友,张子楠.转移支付提高了政府社会性公共品供给激励吗? [J].经济研究,2017(1):119-133.
- [14]黄祖辉,王雨祥,刘炎周,等.消费替代还是信任补偿? ——转移支付收入对农民公共品供给意愿的影响研究[J].管理世界,2020(9):97-111.
- [15]徐超,孙文平.分权的“悖论”:“省管县”改革对居民医疗服务满意度的影响[J].财经研究,2016,42(4):38-48.
- [16]高秋明,杜创.财政省直管县体制与基本公共服务均等化——以居民医保整合为例[J].经济学(季刊),2019(4):1351-1372.
- [17]李祖佩.乡村治理领域中的“内卷化”问题省思[J].中国农村观察,2017(6):116-129.
- [18]吕蕾莉,刘书明.西北民族地区村庄权力结构下的乡村精英与乡村治理能力研究——对甘青宁三省民族村的考察[J].政治学研究,2017(3):104-113.
- [19]Doh S. Social Capital, Economic development, and the quality of government: How interaction between social capital and economic development affects the quality of government[J]. Public Administration, 2014, 92(1):104-124.

- [20] Batinti A, Filippetti A, Andriani L. Why does social capital increase government performance? the role of local elections across Italian municipalities[J]. Working Papers in Management, 2017.
- [21] Putnam R D. Bowling alone: The collapse and revival of American community[M]. New York: Simon & Schuster, 2000.
- [22] Pollitt C. Cuts and reforms——public services as we move into a new era[J]. Society and Economy, 2010, 32(1):17–31.
- [23] 董磊明,郭俊霞. 乡土社会中的面子观与乡村治理[J]. 中国社会科学, 2017(8):147–160.
- [24] Kim S. Public service motivation, organizational social capital, and knowledge sharing in the Korean public sector[J]. Public Performance & Management Review, 2018, 41(1):130–151.
- [25] Diaz-Serrano L, Rodríguez-Pose A. Decentralization and the welfare state: What do citizens perceive? [J]. Social Indicators Research, 2015, 120(2):411–435.
- [26] Zhang Y L, Liu X S, Vedlitz A. How social capital shapes citizen willingness to co-invest in public service: The case of flood control[J]. Public Administration, 2020, 98(3):696–712.
- [27] Lin N. Social capital——a theory of social structure and action[M]. New York: Cambridge University Press, 2001.
- [28] 张梁梁,杨俊. 社会资本与居民幸福感:基于中国式分权的视角[J]. 经济科学, 2015(6):65–77.
- [29] Ernst J, Hindhede A L, Andersen V. From theoretical concept to organizational tool for public sector improvement: janus-faced social capital in a hospital department[J]. International Journal of Public Sector Management, 2018, 31(5):638–652.
- [30] 金亮,温焜. 市场入侵下存在品牌差异化的供应链权力结构模型[J]. 管理工程学报, 2020(4):68–78.
- [31] 高琳. 分权与民生:财政自主权影响公共服务满意度的经验研究[J]. 经济研究, 2012(7):86–98.
- [32] 胡洪曙,武德茂. 基于获得感提升的基本公共服务供给结构优化研究[J]. 财贸经济, 2019, 40(12):35–49.
- [33] 余显财,朱美聪. 财政分权与地方医疗供给水平——基于1997—2011年省级面板数据的分析[J]. 财经研究, 2015(9):42–52.
- [34] 吕冰洋,马光荣,胡深. 蛋糕怎么分:度量中国财政分权的核心指标[J]. 财贸经济, 2021(8):20–36.
- [35] 毛捷,吕冰洋,陈佩霞. 分税的事实:度量中国县级财政分权的数据基础[J]. 经济学(季刊), 2018(2):499–526.
- [36] 陈硕,高琳. 央地关系:财政分权度量及作用机制再评估[J]. 管理世界, 2012(6):43–59.
- [37] Krishna A, Uphoff N. Mapping and measuring social capital: a conceptual and empirical study of collective action for conserving and developing watersheds in Rajasthan, India[J]. Social Capital Initiative Working Paper No. 13. 1999.
- [38] Glaeser E L, Laibson D, Sacerdote B. An economic approach to social capital[J]. The Economic Journal, 2002, 112(483):437–458.
- [39] Ivanyna M, Shah A. Decentralization and corruption: New cross-country evidence[J]. Environment and Planning C: Government and Policy, 2011, 29(2):344–362.
- [40] Kumasey A S, Hossain F. Exploring the unfathomable causes of dysfunctional behaviours in the Ghanaian public service: Perspectives of social capital[J]. International Journal of Public Sector Management, 2020, 33(5):579–594.
- [41] 孙永苑,杜在超,张林,等. 关系、正规与非正规信贷[J]. 经济学(季刊), 2016(2):597–626.

[责任编辑:杨志辉]

Chinese-style Decentralization, Social Capital and Rural Public Service Satisfaction

ZHANG Liangliang¹, JIN Liang²

(1. School of Economics and Management, Chang'an University, Xi'an 710064, China;

2. School of Business Administration, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330032, China)

Abstract: This paper takes fiscal decentralization and social capital into the scope of rural public service supply, focusing on the moderating effect of different dimensions of social capital on rural public service satisfaction under the background of Chinese-style decentralization. Stackelberg game model based on Chinese-style decentralization confirms people's livelihood expenditure preference has a high welfare effect on villagers. Social capital not only has a positive spillover channel for providers, but also significantly improves villagers' welfare. The empirical analysis using CGSS data shows that: considering the financial difficulties faced by county-level governments, loose financial constraints actually inhibit the improvement of rural public service satisfaction, while social capital, as the substitute of formal system, significantly promotes the villagers' satisfaction of public services. However, we still need to be aware of the negative moderating effect of over dense network embedding. The above conclusion is proved to be effective and credible by cluster estimation and robustness test, which provides a useful reference for correcting the bias of rural public goods supply and making up for the shortcomings of rural public service in the new era.

Key Words: Chinese-style decentralization; social capital; rural public service satisfaction; moderating effect; Stackelberg game